



# **“ INVESTIR SUR LE MARCHE INERNATIONAL DES ACTIONS A-T-IL PLUS D’EFFET SUR LA PERSISTANCE DE LA PERFORMANCE DES FONDS ? ILLUSTRATION BRITANNIQUE ”**

Kamel Laaradh

## **► To cite this version:**

Kamel Laaradh. “ INVESTIR SUR LE MARCHE INERNATIONAL DES ACTIONS A-T-IL PLUS D’EFFET SUR LA PERSISTANCE DE LA PERFORMANCE DES FONDS ? ILLUSTRATION BRITANNIQUE ”. “COMPTABILITE ET ENVIRONNEMENT ”, May 2007, France. pp.CD-Rom. halshs-00544930

**HAL Id: halshs-00544930**

**<https://shs.hal.science/halshs-00544930>**

Submitted on 9 Dec 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L’archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d’enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# **« INVESTIR SUR LE MARCHE INTERNATIONAL DES ACTIONS A-T-IL PLUS D'EFFET SUR LA PERSISTANCE DE LA PERFORMANCE DES FONDS ? ILLUSTRATION BRITANNIQUE » \***

Kamel Laaradh  
ATER, LEO (Université d'Orléans) et Variances  
Rue de Blois, BP 6739, 45067 Orléans, Cedex 2, France,  
Tel: +33 (0)2 38 41 70 37, Fax: +33 (0)2.38.41.73.80  
E-mail: [kamel.laaradh@univ-orleans.fr](mailto:kamel.laaradh@univ-orleans.fr)

Version préliminaire  
- Janvier 2007 -

---

## **Résumé :**

L'objectif de cet article est de tester si la diversification internationale des portefeuilles a un effet positif sur leur performance comme le soutient la théorie de finance moderne. Pour se faire, nous proposons d'étudier la persistance de la performance d'un ensemble d'échantillon des fonds de pension et des *unit trusts* britanniques investissant en actions internationales sur la période mars 1995 et février 2005. Nous utilisons des mesures inconditionnelles et conditionnelles (Ferson et Schadt (1996) et Christopherson, Ferson et Glassman (1998)) pour évaluer la performance des ces fonds. Pour l'analyse de la persistance de cette performance nous nous référons aux tests non-paramétriques.

Globalement la majorité des fonds ont des performances instables, voir même réversibles pour quelques-uns, particulièrement à long terme et au début de période d'un horizon moyen. Néanmoins, Comparés entre eux, les fonds de pension et les *unit trusts* peuvent se concurrencer en termes de la stabilité de leur performance quand elle existe.

**Mots clefs :** diversification internationale des portefeuilles, mesures conditionnelles et inconditionnelles de performance, tests non-paramétriques, persistance de la performance.

**Classification JEL :** G11, G23, C32 et C52.

## **Abstract:**

The objective of this article is to test if the international diversification of portfolio has a positive effect in their performance as recommended by the modern portfolio theory. For this, we propose to study the performance persistence of a UK pension funds and unit trusts with international equity objectives between March 1990 and February 2005. We use unconditional and conditional performance measures (based on Ferson and Schadt (1996) and Christopherson, Ferson and Glassman (1998)). For persistence analysis, we apply non-parametric tests.

Our results show that, generally, the majority of funds have not stable performances, particularly in the long term and at the beginning of period of a medium horizon. Nevertheless, Compared among them, the pension funds and unit trusts can compete in terms of the stability of their performance when it exists.

**Keywords:** international diversification, unconditional and conditional performance measurement, performance persistence, non-parametric tests.

---

\* Je tiens à remercier monsieur George Gallais-Hamonno sans qui je n'aurais pu obtenir les données. Je remercie aussi madame Marina Ivanoff de Standard & Poor's Fund Services Paris de m'avoir fourni les données ainsi qu'à Yvan Stroppa pour son aide et sa disponibilité.

# 1. INTRODUCTION

Les analyses de la persistance de la performance sont majoritairement dédiées aux fonds investissant dans des actifs (particulièrement actions) nationaux. Celles qui ont abordé cette question en ce qui concerne les fonds (de pension et mutuels) investissant sur des marchés internationaux sont peu nombreuses. Cependant, selon la théorie moderne de portefeuille la diversification internationale permet d'éliminer les risques « systématiques » provenant des placements limités aux marchés domestiques (Solnik (1998 et 2003)). Elle constitue donc une stratégie importante pour améliorer la performance du portefeuille. Ainsi, nous estimons qu'une étude de la persistance de la performance des fonds diversifiés internationalement permet de savoir si ces fonds adoptent cette technique lors de constitution de leurs portefeuilles. Autrement dit, nous cherchons à savoir si l'investissement des investisseurs institutionnels sur le marché international des actions leur permet de « battre » les indices représentatifs de ces marchés ou du moins faire mieux que ceux qui se limitent aux marchés domestiques. En effet, la persistance de la performance des fonds est un élément important dans un système d'épargne de moyen ou long terme puisque pour choisir un fonds, les investisseurs peuvent se baser sur sa performance passée par rapport à celle de fonds moyen ou encore par rapport à celle du marché (ou d'un indice de marché). Les investisseurs cherchent alors à savoir si un bon gérant (ou un fonds) le reste au fil du temps.

La question qui reste posée est celle de savoir si la faculté d'anticipation de certains des opérateurs sur le marché ne pourrait pas se traduire par une performance sensiblement supérieure à celle du marché pris dans son ensemble, et ce de manière quasi-permanente. C'est une réponse à cette question qu'ont tenté d'apporter quelques auteurs à travers la mise en place de tests de persistance de la performance. Ces tests correspondent principalement à une série d'examen des performances des professionnels ayant en charge un portefeuille (fonds commun de placement, fonds d'investissement, fonds de pensions, etc.) : s'il apparaissait, statistiques à l'appui, que certains professionnels sont capables, et de façon quasi-permanente, d'obtenir une meilleure rentabilité que celle du marché pris dans son ensemble, on ne pourrait que reconnaître la stabilité de cette performance. Si au contraire, statistiques à l'appui, il apparaissait qu'aucun gérant d'organisme collectif n'est capable d'obtenir, et ce de manière persistante, une rentabilité supérieure à celle du marché, on ne peut que conclure pour l'incapacité d'une performance durable.

L'article est organisé comme suit : la première section est consacrée à une revue de littérature mettant en évidence les principaux résultats de la persistance de la performance des fonds investissant dans des actifs nationaux en plus des portées des rares études dédiés aux fonds diversifiés internationalement. Dans la deuxième et troisième section sont présentés les différentes mesures de performance (inconditionnelles, conditionnelles) ainsi que les tests non-paramétriques, basés essentiellement sur le tableau de contingence, utilisés pour analyser la persistance de la performance. La dernière section fait l'objet des résultats de ces tests sur notre échantillon.

## 2- REVUE DE LITTERATURE

Beaucoup d'études se sont penchées sur le problème de la persistance des performances des investisseurs institutionnels<sup>1</sup>. La majorité d'entre elles concerne les fonds de pension et les *mutual funds* qui investissent principalement sur les marchés domestiques des actions. Les résultats de ces études sont contradictoires et ne permettent pas de trancher pour l'existence de la persistance avec certitude. Ainsi, les études menées par Jensen (1968), Malkiel (1995), Kahn et Rudd (1995) et plus récemment Berk et Green (2004), parmi d'autres, constatent qu'il n'y a pas de persistance. En revanche, Grinblatt et Titman (1992), Hendriks *et alii* (1993) Goetzmann et Ibboston (1994) et plus récemment Fletcher et Forbes (2002), Tonks (2005) et Bollen et Buss (2005) concluent à l'existence de persistance mais à des degrés divers. Toutefois, Brown et Goetzmann (1995) et Carhart (1997) trouvent que la persistance des fonds perdants est plus forte que celle des fonds gagnants ce qui réconcilie en grande partie la divergence des résultats sur ce sujet.

Un facteur important de cette différence entre les études est la notion de la performance même sur laquelle les tests de la persistance sont basés. C'est pourquoi, nous employons plusieurs mesures de la performance en supposons que ceci peut-être un moyen d'identifier les mesures permettant le mieux de détecter les fonds dont les performances persistent.

Par ailleurs, les fonds diversifiés internationalement n'ont fait l'objet que de quelques analyses portant essentiellement sur leur performance en se référant à un nombre faible d'observation. Ainsi, Cumby et Glen (1990) évaluent la performance de 15 *mutual funds* américains et concluent pour une sous-performance de tous les fonds par rapport à l'indice MSCI. Dans leur étude sur 19 *mutual funds* américains investissant sur le marché international des actions, Eun *et alii* (1991) cherchent à savoir si ces fonds ont un intérêt en termes de diversification pour les investisseurs américains. Leurs résultats mettent en évidence l'intérêt d'investir dans des portefeuilles diversifiés internationalement par rapport à un investissement sur le marché américain des actions. En effet, plus de 90 % des fonds surperforment l'indice domestique (S&P 500). Cependant, ces constats sont moins importants quand un indice MSCI est pris comme benchmark.

Enfin, concernant l'analyse de la persistance des performances des fonds diversifiés internationalement, les études qui y sont consacrées sont peu nombreuses. La première étude dans ce domaine est celle de Droms et Walker (2001). Ces auteurs utilisent la méthode basée sur le tableau de contingence pour évaluer la persistance à court terme de la performance de tous les fonds américains investissant sur le marché international des actions entre 1977 et 1996. Ils concluent pour une persistance annuelle significative à 1%.

## 3. LES MESURES DE PERFORMANCE

Dans ce qui suit nous présenterons les mesures de performance conditionnelles. Les mesures de performance dites traditionnelles sont présentées en annexes 1<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Voir Giles *et al.* (2002a,b) et Blake et Timmerman (2003) pour une présentation plus détaillée des résultats des études portant sur des fonds américains, britanniques et australiens, essentiellement.

<sup>2</sup> Pour une présentation plus complète et détaillée des ces mesures le lecteur peut se rapporter à Grandin (1998), Amenc et Le Sourd (2003) et Jacquillat et Solnik (2004) parmi d'autres.

Initialement appliquées à des fonds investissant en actions domestiques, plusieurs études ont étendu ces mesures aux fonds diversifiés internationalement (Gallo et Swanson (1996), Redman *et alii* (2000), Fletcher et Marshall (2005), etc.).

Ferson et Schadt (1996) sont les premiers à avoir proposé des mesures de performance conditionnelles qui contrôlent linéairement l'effet de l'information publique sur les variations temporelles du risque des fonds mutuels mesuré par leur bêta. Ce modèle a été développé par Christopherson *et alii* (1998). En effet, ces derniers ont supposé que non seulement le bêta varie dans le temps mais aussi l'alpha qui dépend des mêmes variables économiques.

Ces deux modèles reposent sur une forme conditionnelle du MEDAF et sur l'hypothèse d'efficience semi-forte au sens de Fama (1970).

### 3.1 Le modèle de Ferson et Schadt (1996)

Ces auteurs proposent d'évacuer de la mesure de performance une stratégie d'investissements qui peut être répliquée à l'aide d'information publique. Ils évaluent la performance des fonds mutuels en s'appuyant sur un modèle du MEDAF conditionnel dont le bêta des portefeuilles dépend de l'information publique telle que définie par le choc retardé d'une période de quelques variables macroéconomiques ( $Z_{t-1}$ )<sup>3</sup>. Spécifiquement, ces auteurs supposent que le bêta est une fonction linéaire du vecteur des variables macroéconomiques  $Z_{t-1}$  comme le décrit l'équation suivante :

$$\beta_p(Z_{t-1}) = \beta_{op} + B'_p z_{t-1} \text{ où } z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z) \quad (1)$$

$\beta_{op}$  représente le bêta moyen du portefeuille (c'est le bêta quand toutes les variables d'information sont égales à leur moyenne) et le vecteur  $B'_p$  mesure la sensibilité du bêta au vecteur  $z_{t-1}$ <sup>4</sup>.

En remplaçant le bêta par son expression dans l'équation fournissant l'alpha de Jensen, on peut extraire l'une des mesures de performance proposée par Ferson et Schadt (1996) :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{op}(R_{m,t} - R_{f,t}) + B'_p(z_{t-1}(R_{m,t} - R_{f,t})) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

Sous l'hypothèse nulle que les gestionnaires ne réalisent pas de meilleures performances que le portefeuille de marché,  $\alpha_p = 0$ , un  $\alpha_p$  significativement positif (négatif) signifie que les gestionnaires choisissent de meilleurs (pires) investissements que la moyenne des investisseurs. Ce type de modèle conditionnel permet donc de dissocier de la performance des fonds la gestion du bêta qui pourrait s'appuyer sur de l'information publique.

### 3.2 Le modèle de Christopherson, Ferson et Glassman (1998)

Dans une étude empirique, Christopherson *et alii* (1998) raisonnent de la même façon que Ferson et Schadt mais en supposant que non seulement le bêta mais aussi l'alpha peut varier au cours du temps en fonction d'un ensemble d'information  $Z_{t-1}$  comme définit par l'équation 1 (voir *supra*) :

<sup>3</sup> Soit le taux des bons du Trésor américain venant à échéance dans un mois, le taux de dividendes de l'indice CRSP, la pente de la structure à terme, la prime de risque de défaut des obligations d'entreprises et une variable muette pour le mois de janvier.

<sup>4</sup> Le fait de soustraire leurs moyennes aux variables d'informations est préférable dans les études conditionnelles (Christopherson *et alii* (1999) et (2001)) d'autant plus que ça simplifie le modèle théorique proposé par Ferson et Schadt (1996).

$$\alpha_p(Z_{t-1}) = \alpha_{op} + A'_p z_{t-1} \quad (3)$$

où  $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z_{t-1})$ .

Ainsi, le modèle de Jensen conditionnel peut s'écrire :

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_{op} + A'_p z_{t-1} + \beta_{0p}(R_{m,t} - R_{f,t}) + B'_p(z_{t-1}(R_{m,t} - R_{f,t})) + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

Christopherson *et alii* (1999, 2001) précisent que chaque variable est évaluée par sa valeur espérée (moyenne),  $\alpha_{op}$  est alors considéré comme étant l'alpha conditionnel de type *time varying alpha*.

Ces mesures<sup>5</sup> peuvent être appliquées à des modèles mono-facteurs (MEDAF) ou multi-facteurs ou encore à des mesures de *market timing*. Il suffit pour cela d'ajouter un nombre de terme quadratique, par exemple, égal à celui des indices utilisés pour obtenir une mesure plus généralisée de Treynor et Mazuy. De même ce modèle peut être appliqué à la mesure de Henriksson et Merton ou encore celle de Weigel.

Evidemment, on peut associer d'autres facteurs afin de mieux expliquer la performance des gérants d'autant plus que ces facteurs peuvent nous informer sur les natures des fonds étudiés et, partant, le style de gestion suivi par les gérants.

#### 4. LES MESURES DE LA PERSISTANCE DE LA PERFORMANCE

La persistance de la performance peut être définie comme une relation positive entre les classements de performances sur une première période et ceux sur une période subséquente (Carhart, 1997). L'étude de la persistance a pour but de vérifier si les gestionnaires peuvent, systématiquement, battre le marché. Pour se faire, et après avoir choisie les méthodes de mesures de performance à appliquer, il faut classer les fonds selon chaque méthode. A l'aide des outils statistiques, il suffit d'étudier la répartition de ces classements pour pouvoir conclure quant à la persistance de cette performance.

Au Royaume-Uni, plusieurs types d'analyse sont menés pour étudier la persistance de la performance des fonds de pension et mutuels telles que les études académiques (Blake et Timmerman (1998), Allen et Tan (1999), Fletcher et Forbes (2002), Blake *et alii* (1999), Tonks (2005)), les études des praticiens (Quigley et Siquefield (2000)), les études des associations (Giles *et alii*, (2002a,b)) ainsi que celles faites par des agents de contrôle (Rhodes (2002), Blake et Timmerman (2003)). La plupart de ces études, surtout les académiques<sup>6</sup>, montrent que la persistance de la performance est moins évidente que celle de la sous-performance.

Différentes techniques sont employées en littérature académique et professionnelle afin d'examiner la persistance de la performance dans l'univers des fonds (de pension et/ou mutuels). La première approche examine ce qui peut s'appeler persistance relative, c'est-à-dire la persistance en terme de rang entre gagnants et perdants. Elle utilise des tests non-paramétriques qui se basent principalement sur le tableau de contingence. Sur chaque sous-

<sup>5</sup> Pour une meilleure compréhension de fonctionnement des mesures conditionnelles, le lecteur peut se référer à Christopherson *et alii* (1999) qui proposent un exemple simplifié de l'application des telles mesures. Aftalion et Poncet (2003) ou encore Amenc et Le Sourd (2003) présentent aussi l'extension de leurs utilisations.

<sup>6</sup> Pour plus de détail sur les études de la persistance de la performance aux Etats-Unis et au Royaume-Uni voir Giles *et alii* (2002 a, b).

période, les fonds sont classés entre gagnants et perdants ou en d'autres types de groupe. La persistance du statut gagnant (ou perdants) ou la persistance de l'appartenance à un rang d'une catégorie donnée est examinée. La deuxième approche implique d'examiner la persistance pure, c'est-à-dire la persistance de la performance d'un fonds sans considérer celle d'un autre en même temps. Elle repose sur des tests paramétriques qui peuvent être soit des analyses des régressions en coupes (Grinblatt et Titmann (1992), Kahn et Rudd (1995), Christopherson *et alii* (1998) etc.) ou des tests sur des séries temporelles (Hendricks *et alii* (1993), Goetzmann et Ibbotson (1994), Elton *et alii*, (1996a) Carhart (1997) etc.). Ces deux approches offrent deux visions indépendantes de la persistance, et les résultats de l'un n'assortissent pas nécessairement les résultats de l'autre. Dans ce qui suit on se limitera à la première technique (tests non-paramétriques).

#### 4.1 Les mesures fondées sur les tableaux de contingence

Ces techniques reposent essentiellement sur les tableaux de contingence. Cette méthode envisage de diviser la période d'étude en sous-période et de classer, mesures de performance à l'appui, les fonds de chaque période en deux catégories : perdants (*Loser*) et gagnants (*Winner*) selon qu'il se situe en dessous ou en dessus de la valeur médiane. Pour deux sous-périodes (P1 et P2), on obtient un tableau de contingence de type tableau 1.

Tableau 1 : Tableau de contingence utilisé pour évaluer la persistance de la performance

P1	P2	Performance supérieure*	Performance inférieure*	Tests utilisés
Performance supérieure	Fonds gagnant (WW)	Performance variable (WL)	Chi-deux corrigé	
Performance inférieure	Performance variable (LW)	Fonds perdant (LL)	CPR, Z-test et Chi-deux	

\* Une performance est qualifiée de supérieure (inférieure) si elle est supérieure (inférieure) à la médiane.

Pour analyser la robustesse du phénomène de persistance, plusieurs tests statistiques sont utilisés dont on illustrera les trois plus importants dans ce qui suit.

##### 4.1.1 Test d'indépendance des classements sur deux périodes

Traditionnellement, un test de Chi-deux est utilisé pour mesurer l'adéquation entre la distribution empirique et la distribution théorique normale des séries. Particulièrement, il permet d'établir le degré d'indépendance des résultats entre deux périodes. Il est alors possible de construire pour les sous-périodes des classements différents selon le nombre d'années, afin d'évaluer la persistance de la performance. Pour un tableau de contingence à 1 lignes et c colonnes et pour juger de l'adéquation entre la répartition des fonds entre les différentes classes et une loi uniforme, on utilise le test défini par la statistique suivante (Kahn et Rudd (1995)) :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^q \frac{(O_{ij} - T_{ij})^2}{T_{ij}} \quad (5)$$

$O_{ij}$  est la fréquence observée de la  $i^{\text{ème}}$  ligne et la  $j^{\text{ème}}$  colonne et  $T_{ij}$  est la fréquence théorique de la  $i^{\text{ème}}$  ligne et la  $j^{\text{ème}}$  colonne. Cette statistique suit une loi Chi-deux à  $(l-1) \times (c-1)$  degrés de liberté. Pour un tableau de contingence de type tableau 1, l'équation 5 est équivalente à :

$$\chi^2 = \frac{n(WW \times LL - WL \times LW)^2}{(WW + WL)(LW + LL)(WW + LW)(WL + LL)} \sim \chi^2(1) \quad (5')$$

avec  $n = WW + WL + LW + LL$

Quand on utilise des résultats d'une distribution continue pour des données discrètes ou pour des échantillons de petite taille on peut procéder à la correction (de continuité) de Yates en définissant la statistique suivante :

$$\chi_{\text{corrigé}}^2 = \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^c \frac{(|O_{ij} - T_{ij}| - 0,5)^2}{T_{ij}} \quad (6)$$

Pour un tableau de contingence de type tableau 2, cette statistique aura pour expression :

$$\chi_{\text{corrigé}}^2 = \frac{n(|WW \times LL - WL \times LW| - 0,5n)^2}{(WW + WL)(LW + LL)(WW + LW)(WL + LL)} \sim \chi^2(1) \quad (6')$$

Il y a persistance de la performance si la valeur statistique calculée est supérieure à celle de la table, pour un niveau de confiance déterminé.

#### 4.1.2 Le produit-en-croix

Le produit en croix (*Cross Product Ratio*, CPR ou *Odds Ratio*, OR) est défini par Brown et Goetzmann (1995) comme suit :

$$OR = \frac{WW \times LL}{WL \times LW} \quad (7)$$

Pour des échantillons de grande taille il est possible de définir une variable statistique  $Z$  qui suit une loi normale centrée réduite (0,1) par :

$$Z = \frac{\ln(OR)}{\sigma_{\ln(OR)}} \quad (7')$$

Christensen (1990) définit l'écart-type du logarithme du OR par :

$$\sigma_{\ln(OR)} = \sqrt{\frac{1}{WW} + \frac{1}{WL} + \frac{1}{LL} + \frac{1}{LW}} \quad (8)$$

L'hypothèse nulle de ce test, absence de persistance, est vérifiée si OR est proche de l'unité.

#### 4.1.3 Test de la persistance des fonds gagnants

Pour confirmer les résultats obtenus par le test de Chi-deux et l'OR, un autre test, dit le Z-test, proposé par Malkiel (1995), est utilisé dans l'évaluation de la persistance de la



performance des fonds gagnants. Ce test est défini par une variable statistique  $Z$  ayant une distribution normale centrée réduite (0,1) et défini par :

$$Z = \frac{Y - np}{\sqrt{np(1-p)}} \quad (9)$$

avec  $Y$ , le nombre de fonds gagnants sur deux périodes consécutives (WW), suit une loi binomiale (n,p),  $n$  est le nombre de fonds classés comme gagnants sur la première période, soit  $WW + WL$  et  $p$  est la probabilité qu'un fonds gagnant sur une période continue de l'être sur la période suivante. En absence de la persistance  $p$  sera égale à 0,5. Autrement dit, une probabilité supérieure à 0,5 témoigne de l'existence d'une performance stable. Ainsi, pour un tableau de contingence (2x2), la statistique définie par l'équation 9 aura pour expression :

$$Z = \frac{WW - 0,5 \times (WW + WL)}{\sqrt{0,5 \times 0,5 \times (WW + WL)}} \sim N(0,1) \quad (9')$$

Le test de l'existence de la persistance revient à tester si cette statistique est significativement positive.

#### 4.2 Test de corrélation des rangs

Soit, pour deux périodes 1 et 2,  $R_1$  le rang d'un fonds  $i$  dans l'échantillon sur la période 1 et  $R_2$  son rang sur la période 2. Pour ce fonds, le coefficient de corrélation de Spearman est donné par :

$$r_s = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i^1 - \bar{R})(R_i^2 - \bar{R})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (R_i^1 - \bar{R})^2 \sum_{i=1}^n (R_i^2 - \bar{R})^2}} \quad (10)$$

Ou plus simplement :

$$r_s = 1 - \frac{6}{n(n^2 - 1)} \sum_{i=1}^n (R_i^1 - R_i^2) \quad (10')$$

Ce coefficient ne se sert pas des tableaux de contingence mais suppose de classer les fonds relativement à la mesure de performance considérée. La table de Spearman fournit les valeurs critiques au-delà desquelles les coefficients de corrélation de Spearman obtenus sont significatifs. Pour juger de la significativité de  $r_s$  on utilise la statistique  $Z = r_s \sqrt{n-1}$ <sup>7</sup> qui suit une loi normale centrée et réduite. Sous l'hypothèse  $H_0$  d'indépendance des rangs (absence de persistance), aucune corrélation n'est observée.

## 5. RESULTATS

Dans ce qui suit nous nous intéressons à l'évaluation de la persistance de la performance de deux types d'investisseurs institutionnels à savoir les fonds de pension et les *mutual funds*

---

<sup>7</sup> On peut aussi utiliser la statistique  $t_{r_s} = r_s \sqrt{(n-2)/(1-r_s^2)}$  qui suit une loi de Student à  $n-2$  degrés de liberté.

investissant sur le marché international des actions. Pour se faire nous utilisons des données mensuelles de ces deux échantillons.

## 5.1 Echantillons, benchmarks et variables d'information

Les données fournies par *Standard and Poor's Fund Services* concernent les rendements de deux types de fonds à savoir les fonds de pensions britanniques et les *unit trusts*. Ces rendements sont mensuels sur la période mars 1990 – février 2005.

Cette base ne révèle pas les frais d'entrée et de sortie et surtout les fonds sortis (pour cause de fusion, de cessation d'activité ou simplement pour arrêt de l'envoi des données à la base) pendant la période d'étude. Ceci nous amène à dire que notre base de donnée souffre d'un biais de survivance (*survivorship bias*), on gardera donc présent à l'esprit que les rentabilités des fonds de notre échantillon sont probablement « tirées » vers le haut. L'impact de ce biais a été étudié sur des fonds américains (Elton *et alii* (1996b), Carpenter et Lynch, (1999), Myers (2000), ou encore Carhart *et alii* (2002), par exemple). Ces études montrent que le fait de ne prendre en compte que les fonds survivants biaise positivement les résultats. De même Blake et Timmerman, (1998), en effectuant la même étude sur des fonds de pension britanniques, ont aboutis aux mêmes résultats.

Par ailleurs, Elton *et alii* (1996b) montrent que ce biais peut être limité en rétrécissant la période d'étude. En effet, ils trouvent que lorsque la période d'analyse passe de vingt à dix ans le biais de survie baisse jusqu'à 0,49%. De plus, la plus part des études qui portent sur l'analyse des portefeuilles des investisseurs institutionnels souffrent d'un tel biais. Parmi ces études on peut citer celles d'Ippolito et Turner (1987), Brown *et alii* (1992), Coggin *et alii* (1993), Christopherson *et alii* (1998), pour les fonds américains et Brown *et alii* (1997), Blake *et alii* (1999 et 2002) pour des fonds investissant sur le marché britannique.

De plus cette base de donnée ne donne pas d'informations sur la période qu'un gérant peut rester à la tête d'un fonds. En effet, et vu la longueur de la période d'étude (quinze ans), il y a une forte probabilité qu'un fonds a été géré par plus d'un manager<sup>8</sup>.

Enfin, nous avons conservé de cette base de données les fonds investissant en actions internationales et ayant un historique complet (180 points mensuels). Ainsi, notre étude portera sur 113 fonds de pension et 85 *unit trusts*.

Ces retraitements assurent une certaine homogénéité au sein des différentes catégories et permettra alors l'utilisation de la mesure de Jensen (1968) qui nécessite des fonds ayant les mêmes risques pour pouvoir classer leurs performances.

Ces données sont sous la forme de valeurs liquidatives mensuelles calculées par S&P. Si on désigne par  $VL_{p,t}$  la valeur de liquidative du fonds  $p$  à la date  $t$  et  $VL_{p,t-1}$  sa valeur à  $t-1$ , la rentabilité de ce même fonds est donnée par<sup>9</sup> :

$$R_{p,t} = \ln \left( \frac{VL_{p,t}}{VL_{p,t-1}} \right) \quad (11)$$

Ces valeurs sont calculées avec dividendes réinvestis. Ils sont nets des frais de transactions et des coûts explicites (frais de gestion annuels...) mais brut des frais de souscription et de rachat.

<sup>8</sup> En effet, selon Blake *et alii* (1999), la durée moyenne d'un mandat d'un gestionnaire d'un fonds de pension est de 7 ans.

<sup>9</sup> La rentabilité logarithmique, et vu les propriétés qu'elle procure, est souvent utilisée dans les études de performance des fonds. Elle est même suggérée par quelques auteurs dans les estimations du MEDAF (Campbell *et alii* (1997) et Aftalion (2004)).

Par ailleurs, et comme taux sans risque nous utilisons le taux moyen (*middle rate*) des taux offert et demandé, sur les bons du trésor britanniques. En effet, Fletcher et Marshall (2005a-b) ont utilisé ce même taux pour évaluer la performance des *unit trusts* britanniques diversifiés internationalement. De même, Cumby et Glen (1990), Detzler et Wiggins (1997) et Patro (2001) pour des fonds américains ou encore Gallagher et Jarnecic (2004) pour des fonds australiens investissant en actions internationales considèrent eux aussi des taux sans risque nationaux pour mesurer la performance de ces fonds. De plus, et compte tenu qu'on travaille sur des données mensuelles nous avons choisi comme taux sans risque le *1 month UK Treasury Bill*. En effet, ce taux est garanti par l'Etat britannique ce qui n'est pas le cas du LIBOR<sup>10</sup>, par exemple, qui est plus risqué d'autant plus qu'il est utilisé par plusieurs études traitant la performance et la persistance de la performance des fonds britanniques. Nous abordons donc la performance de ces investisseurs du point de vue d'un investisseur britannique. Toutefois, ces taux sont exprimés en pourcentages annuels. Pour les mensualiser nous avons appliqué la formule de capitalisation usuelle suivante<sup>11</sup> :

$$\text{Taux mensuel} = (1 + \text{Taux annuel})^{1/12} - 1 \quad (12)$$

Comme indices de référence (benchmarks), nous utilisons :

- *MSCI World excluding UK* (*MSCI World ex UK*) : un indice *Morgan Stanley Capital International*. Le poids de chacun des pays compris dans cet indice est défini proportionnellement à son PIB. Cumby et Glen (1990), Eun et al. (1991), pour les fonds américains et Fletcher et Marshall (2005a-b) pour les fonds britanniques utilisent des indices MSCI comme représentatifs des marches des actions internationaux.

- *Datastream World excluding UK* (*DS World ex UK*) : un indice Datastream couvrant les pays inclus dans l'indice *MSCI World Excluding UK* et l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Chine, la Colombie, la Corée du Sud, l'Inde, l'Indonésie, la Malaisie, le Mexique, le Pérou, les Philippines, la Pologne, l'Afrique du Sud, Taiwan, la Thaïlande et la Turquie. Le fait que cet indice inclut des marchés émergents ne doit pas avoir une influence importante sur les résultats des mesures de performance.

Pour utiliser les modèles conditionnels nous avons besoin de définir les variables d'information. Notons à cet effet que peu d'études se sont intéressées à l'évaluation des fonds diversifiés internationalement et encore moins sont celles qui ont utilisées des modèles conditionnels (Patro (2001) et Otten et Bams (2006) pour des fonds américains, Fletcher et Marshall (2005a,b) et Timmerman et Blake (2005) pour les fonds britanniques).

Par ailleurs, Fletcher et Kihanda (2005) cherchent à savoir si les résultats sont sensibles au choix des variables d'information en rassemblant un sous-ensemble d'instruments complémentaires que des études précédentes ont trouvé important dans la prévision des rentabilités des actions sur le marché américain, britannique et international (Ferson et Harvey (1993), Clare et al. (1997), Pesaran et Timmerman (2000), Zhang (2006), etc.). Ces instruments incluent des variables d'information relatives au marché local du Royaume-Uni ainsi que des variables qui ont été employées dans la prévision des rendements des actions internationaux. Ces auteurs testent le choix de deux « principales » variables d'information à savoir le taux sans risque retardé et le taux de dividende retardé. Ils constatent que ces deux instruments ont une capacité importante de prédictibilité des rentabilités nettes de taux sans risque des portefeuilles étudiés. Ensuite, ils examinent séparément la contribution progressive

<sup>10</sup> Taux auquel les banques se finance entre elles.

<sup>11</sup> Il est aussi possible d'appliquer la formule suivante :  $\text{Taux mensuel} = \ln(1 + \text{Taux annuel}) / 12$ .

des cinq variables complémentaires locales et trois variables internationales dans les régressions de prédiction. Ils constatent que les premières ont une capacité significative de prédictibilité en plus des deux variables principales. Ce qui n'est pas le cas des deuxièmes qui ne fournissent aucune contribution significative de prédictibilité.

Ainsi, et pour évaluer la performance des fonds britanniques diversifiés internationalement par les modèles conditionnels, nous utilisons trois variables d'information. Les deux premières sont celles définies par Fletcher et Kihanda (2005) comme étant les plus significatives en termes de prédictibilité à savoir la valeur annualisée retardée du taux sans risque à 1 mois (*Treasury Bill* à 1 mois) (TSR) et le taux de dividende retardé sur l'indice de marché (TD). Pour cette variable, seuls les taux de dividende sur l'indice MSCI sont pris en compte. En effet, cet indice est le plus représentatif de marché des actions internationales. De plus, il est souvent utilisé dans la littérature dédiée à l'évaluation de la performance des fonds diversifiés internationalement. La troisième variable d'information est celle liée à l'anomalie causée par le mois de janvier (VMJ). C'est une variable muette qui prend la valeur 1 pour le mois de janvier et la valeur zéro pour les autres mois.

## 5.2 Illustration britannique

Pour ces fonds, l'utilisation des mesures non conditionnelles montrent qu'à long terme, les *unit trusts* profitent mieux de la diversification internationale de leur portefeuille que les fonds de pension (tableau 1). En effet, pour les premiers, les tests sont significatifs pour la majorité des mesures. Notamment, le Z-test et le coefficient de Spearman sont positifs ce qui établit que la performance concerne surtout les fonds les meilleurs. Pour les fonds de pension, l'événement n'est constaté que par le test de Spearman appliquée à quelques mesures. Cependant, la positivité de ces coefficients montre que la persistance de la performance de ces fonds, si elle existe, concerne essentiellement les fonds les meilleurs. Le recours aux modèles conditionnels n'expose pas une différence marquante entre les deux types de fonds (tableau 2). En effet, les tests ne sont significatifs que pour quelques mesures (rentabilité et modèles de *timing*). Toutefois, le Z-test ainsi que le coefficient de Spearman sont négatifs pour les dernières mesures concernant les *unit trusts*. Les performances sont alors réversibles pour ces fonds ce qui n'est pas le cas pour les fonds de pension dont ces tests montrent une persistance de la performance des fonds les meilleurs.

L'étude menée à moyen terme (5 ans) sur les fonds de pension (tableaux 3 et 4) montre l'inexistence de la persistance de leur performance au début de période quelle que soit la mesure utilisée. En fin de période, cette performance devient réversible surtout en utilisant la rentabilité ou les mesures ajustées par le risque (Sharpe et Treynor) comme mesure de performance. Ce constat est plus notable pour les mesures conditionnelles. Cependant, il est important de noter que quelques mesures (H-M et Weigel non conditionnels et alpha de Jensen et T-M avec bêta conditionnel) laissent à penser que la performance, notamment celle des fonds les meilleurs, est plutôt persistante.

Pour les *unit trusts*, les mesures non conditionnelles font preuves d'une persistance de leur performance de début de période (tableaux 5). Les deux derniers tests témoignent de la persistance de la sur-performance. En fin de période, le phénomène est inversé puisque non seulement les tests sont non significatifs mais aussi ceux qui le sont ont des coefficients négatifs. Particulièrement, un coefficient de Spearman négatif atteste que la performance devient réversible sur cette période. L'utilisation des modèles conditionnels (tableaux 6) ne

fait preuve d'aucune dépendance des performances que ce soit au début ou en fin de période. Seules les mesures de Jensen, de Treynor-Mazuy et de Henriksson-Merton avec bêta conditionnel, montrent qu'en début de période, il y a une certaine persistance des « bonnes » performances alors qu'en fin de périodes ce phénomène n'est détecté que par le modèle de Henriksson-Merton avec alpha conditionnel.

## 5. CONCLUSION

Cette étude sur la persistance de la performance des fonds qui s'intéressent aux marchés étrangers des actions illustre qu'à long terme, seuls les *unit trusts* dégagent une performance stable. Toutefois, ces résultats sont parfois fonctions des mesures de la performance utilisée et particulièrement les mesures conditionnelles. A moyen terme, les fonds de pension semblent connaître une certaine persistance à la fin de période mais pas au début. Pour les *unit trusts*, les résultats sont complètement opposés : l'existence d'une persistance n'est observé qu'au début de période. En revanche, ces échantillons connaissent une réversion de leurs performances pour quelques mesures. Le recours aux mesures conditionnelles montre encore une fois que les résultats peuvent témoigner de l'existence d'une certaine persistance. La persistance de la performance des fonds est donc relative à la période d'étude et aux mesures de performance considérées notamment les conditionnelles parmi-elles. Ce qui constitue une preuve supplémentaire de la difficulté de l'évaluation de la performance.

Enfin, il est à noter que comparés entre eux les deux types de fonds peuvent se concurrencer non seulement en termes de performance mais aussi de la persistance de celle-ci quand elle existe. Cette concurrence est plus significative pour des périodes d'études plus courtes ou encore pour des investissements sur des marchés différents (domestiques et internationaux).

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Aftalion F., (2004), *La Nouvelle Finance et la Gestion des Portefeuilles*, 2<sup>ème</sup> édition, Economica, 240 pages.
- Aftalion F. et P. Poncet, (2003), *Les Techniques de Mesures de Performance*, Economica, 140 pages.
- Allen D. et M. Tan, (1999), « A Test of the Persistence in the Performance of UK Managed Funds », *Journal of Business, Finance and Accounting* 26 (5-6), 559-94.
- Amenc N. et V. Le Sourd, (2003), *Théorie du portefeuille et analyse de sa performance*, Economica, Seconde édition, 352 pages.
- Berk J. et R. Green, (2004), « Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets », *Journal of Political Economy*, 112 (6), 1269-95.
- Blake D., B. Lehman et A. Timmerman, (1999), « Asset Allocation Dynamics and Pension Fund Performance », *Journal of Business* 72 (4), 429-461.
- Blake D., B. Lehman et A. Timmerman, (2002), « Performance Clustering and Incentives in the UK Pension Funds Industry », *Journal of Asset Management* 3 (2), 173-194.
- Blake D. et A. Timmerman, (1998), « Mutual Fund Performance: Evidence from the UK », *European Finance Review* 2 (1), 57-77.

- Blake D. et A. Timmerman, (2003), « Performance Persistence in Mutual Funds: An Independent Assessment of the Studies Prepared by Charles River Associates for the Investment Management Association », Report commissioned by the Financial Services Authority, Avril, 52 pages.
- Bollen N. et J. Busse, (2005), « Short-term Persistence in Mutual Fund Performance », *Review of Financial Studies*, 18 (2), pp.569-597.
- Brown G., P. Draper et E. McKenzie, (1997), « Consistency of UK Pension Fund Investment Performance », *Journal of Business Finance and Accounting*, 24 (2), 158-178.
- Brown S. et W. Goetzmann, (1995), « Performance Persistence », *Journal of Finance* 50 (2), 679-98.
- Brown S., W. Goetzmann, R. Ibbotson et S. Ross, (1992), « Survivorship Bias in Performance Studies », *Review of Financial Studies* 5 (4), 553-80.
- Campbell J., A. MacKinlay et A. Lo, (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, New Jersey, Princeton University Press, 632 pages.
- Carhart M., (1997), « On Persistence in Mutual Fund Performance », *Journal of Finance* 52 (1), 57-82.
- Carhart M., J. Carpenter, A. Lynch et D. Musto, (2002), « Mutual Fund Survivorship », *Review of Financial Studies* 15 (5), 1439-63.
- Carpenter J. et A. Lynch, (1999), « Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence », *Journal of Financial Economics* 54 (3), 337-74.
- Christensen R., (1990), *Log-Linear Models*, Springer-Verlag, New York, 408 pages.
- Christopherson J., W. Ferson et D. Glassman, (1998), « Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance », *Review of Financial Studies* 11 (1), 111-42.
- Christopherson J., W. Ferson et A. Turner, (1999), « Performance Evaluation using Conditional Alphas and Betas », *Journal of Portfolio Management* 26 (1), 59-72.
- Christopherson J., W. Ferson et A. Turner, (2001), « Using Time-varying Alphas and Betas in Performance Evaluation », *Journal of Investment Consulting* 2, 2-12.
- Clare A., P. Smith et S. Thomas (1997), « UK Stock Returns and Robust Tests of Mean–variance Efficiency », *Journal of Banking and Finance*, 21 (5), 641-60.
- Coggin T., F. Fabozzi et S. Rahman, (1993), « The Investment Performance of U.S. Equity Pension Fund Managers: An Empirical Investigation », *Journal of Finance* 48 (3), 1039-55.
- Cumby, R., et Glen, J., (1990) « Evaluating the Performance of International Mutual Funds » *Journal of Finance*, 45 (2), 497-521.
- Detzler, M.L., et Wiggins, J.B., (1997), « The Performance of Actively Managed International Mutual Funds », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 8 (3), 291-313.
- Droms W.G., et Walker D.A., (2001), « Performance Persistence of International Mutual Funds », *Global Finance Journal*, 12 (2), 237-48.
- Elton E., M. Gruber et C. Blake, (1996), « The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance », *Journal of Business* 69 (2), 133-57.
- Elton E., M. Gruber et C. Blake, (1996), « Survivorship Bias and Mutual Fund Performance », *Review of Financial Studies* 9 (4), 1097-120.
- Eun, C.S., Kolodny, R. and Resnick, B.G. (1991), « U.S.-based International Mutual Funds: A Performance Evaluation », *Journal of Portfolio Management*, 17 (3), pp.88-94.
- Fama E., (1970), « Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance* 25 (2), 383-417.
- Ferson W., et C. Harvey, (1993), « The Risk and Predictability of International Equity Returns », *Review of Financial Studies*, 6 (3), 527-66.
- Ferson W. et R. Schadt, (1996), « Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions » *Journal of Finance* 51 (2), 425-61.
- Fletcher J. et D. Forbes, (2002), « An Exploration of the Persistence of UK Unit Trusts Performance », *Journal of Empirical Finance* 9 (5), pp. 475-93.

- Fletcher J. et J. Kihanda, (2005), « An Examination of Alternative CAPM-based Models in UK Stock Returns », *Journal of Banking & Finance* 29 (12), 2995–3014.
- Fletcher J. et A. Marshall, (2005), « The Performance of UK International Unit Trusts », *European Financial Management*, 11 (3), 365-86.
- Fletcher J. et A. Marshall, (2005), « An Empirical Examination of UK International Unit Trust Performance », *Journal of Financial Services Research*, 27 (2), 183-206.
- Gallagher, D.R., and Jarnećić, E., (2004), « International Equity Funds, Performance, and Investor Flows: Australian Evidence », *Journal of Multinational Financial Management*, 14 (1), 81-95.
- Gallo J. et P. Swanson (1996), « Comparative Measures of Performance for U.S.-based International Equity Mutual Funds », *Journal of Banking & Finance*, 20(10), pp.1635-50.
- Giles T., T. Wilsdon et T. Worboys, (2002), « Performance Persistence in UK Equity Funds: A Literature Review » Charles River Associates. Final Report, CRA No. D03374-00, January, 36 pages.
- Giles T., T. Wilsdon et T. Worboys, (2002), « Performance Persistence in UK Equity Funds: An Ampirical Analysis » Charles River Associates. Final Report, CRA No. D03374-00, October, 62 pages.
- Goetzmann W. et R. Ibbotson (1994), « Do Winners Repeat? », *Journal of Portfolio Management* 20 (2), 9-18.
- Grandin P., (1998), *Mesure de performance des fonds d'investissement*, Paris, Economica, 112 pages.
- Grinblatt M. et S. Titman (1992), « The Persistence of Mutual Fund Performance », *Journal of Finance* 47 (5), 1977-84.
- Hendricks D., J. Patel, et R. Zeckhauser (1993), « Hot Hands in Mutual Funds: Short- Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988 », *Journal of Finance* 48 (1), p.93-130.
- Henriksson R. et R. Merton, (1981), « On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills », *Journal of Business* 54 (4), 513-533.
- Ippolito R. et J. Turner, (1987), « Turnover, Fees and Pension Fund Performance », *Financial Analysts Journal* 43 (6), 16-26.
- Jacquillat B. et B. Solnik, (2004), *Marchés financiers : gestion de portefeuille et des risques*; Dunod, 4ème édition, 368 pages.
- Jensen M., (1968), « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance* 23 (2), 389-416.
- Kahn R. et A. Rudd, (1995) « Does Historical Performance Predict Future Performance? », *Financial Analyst's Journal* 51 (6), 43-52.
- Malkiel B., (1995), « Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991 », *Journal of Finance* 50 (2), 549-72.
- Merton R., (1981), « On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value of Market Forecasts », *Journal of Buseniss* 54 (3), 363-406.
- Modigliani F. et L. Modigliani, (1997), « Risk-Adjusted Performance », *Journal of Portfolio Management* 23 (2), 45-54.
- Myers D., (2000), « Survivorship and Predictability in Pension Fund Returns », Working Paper, Lehigh University, October, 42 pages.
- Otten R. et D. Bams, (2006), « The Performance of Local versus Foreign Mutual Fund Managers », *European Financial Management*, 12 (4), pp.651-65.
- Patro D., (2001), « Measuring Performance of International Closed-end Funds », *Journal of Banking and Finance*, 25 (9), pp.1741-67.
- Pesaran M. et A. Timmerman, (2000) « A Recursive Modelling Approach to Predicting UK Stock Returns », *Economic Journal*, 110 (460), 159-191.
- Quigley G. et R. Sinuefield, (2000), « Performance of UK Equity Unit Trusts », *Journal of Asset Management* 1 (1), 72-92.
- Redman A., N. Gullett et H. Manakyan (2000), « The Performance of Global and International Mutual Funds », *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13(1), Spring.

Rhodes M., (2002) « Market Efficiency and the Persistence of Unit Trust Performance », School of Management and Business (SMB) Research Paper No.2002-6, 27 pages.

Sharpe W., (1964), « Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance* 19 (3), 425-42.

Solnik B., (1998), « Global Asset Management », *Journal of Portfolio Management*, 24 (4), 43-51.

Solnik B., (2003), *International Investment*, Addison Wesley, Reading Mass, 5ieme éd. 760 pages.

Sortino F. et L. Price, (1994), « Performance Measurement in a Downside Risk Framework », *Journal of Investing* 3 (3), 59-65.

Timmerman A. et D. Blake, (2005), « International Asset Allocation with Time-Varying Investment Opportunities », *Journal of Business*, 78 (1), 71-98.

Tonks I., (2005), « Performance Persistence of Pension Fund Managers », *Journal of Business* 78 (5), 1917-42.

Treynor J., (1965), « How to Rate Management of Investment Funds », *Harvard Business Review* 43 (1), 63-75.

Treynor J. et F. Mazuy, (1966), « Can Mutual Funds Outguess the Market? », *Harvard Business Review* 44 (4), 131-136.

Weigel E., (1991), « The Performance of Tactical Asset Allocation », *Financial Analysts Journal*, 47 (5), 63-70.

Zhang X. (2006), « Specification Tests of International Asset Pricing Models », *Journal of International Money and Finance*, 25 (2), 275-307.



## ANNEXES

### Annexe 1 : Les mesures de performance inconditionnelles

Mesure	Formule	Interprétation
Le ratio de Treynor (1965)	$T_p = \frac{R_p - R_f}{\beta_p}$	Cette mesure convient aux portefeuilles bien diversifiés (risque non systématique éliminé par la diversification). Plus ce ratio est élevé plus le portefeuille est performant.
Le ratio de Sharpe (1964)	$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$	Le portefeuille ayant le ratio positif le plus élevé sera le plus performant. Un ratio de Sharpe négatif signifie que le fonds fait moins bien que le taux sans risque.
Le ratio Sortino (1994)	$Sortino_p = \frac{R_p - MAR^{(1)}}{\delta_p^*}$	Seuls les résultats au-dessus du MAR <sup>(2)</sup> sont désirables. La classification des fonds est identique à celle de Sharpe.
Le ratio d'information	$RI_p = \frac{R_p - R_m}{\sigma(R_p - R_m)}$	Plus ce ratio a une valeur élevée, plus la gestion est considérée comme performante
La mesure de Modigliani et Modigliani (1997)	$M^2 = R_f + \frac{(R_p - R_f)\sigma_m}{\sigma_p}$	Cette mesure sera ensuite comparer à la rentabilité (de l'indice) du marché ( $R_m$ ). c'est pourquoi dans la littérature on définit la performance ajustée par le risque (RAP) comme la différence entre $M^2$ et $R_m$ . Si cette dernière est inférieure à $M^2$ , on conclura pour une sur-performance du fonds. Dans le cas contraire le marché sera considéré plus performant.
L'alpha de Jensen (1968)	$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + (R_{m,t} - R_{f,t})\beta_p + \varepsilon_{p,t}$	Si $\alpha_p$ est positif, le gestionnaire réalise une meilleure performance que le marché. En revanche, s'il est négatif, l'évaluation apparaît inverse. S'il a une valeur nulle, le fonds réalise la performance que laissait espérer l'efficience du marché.
Mesure de market timing ( $\lambda$ )		
Treynor et Mazuy (1966)	$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \lambda_p (R_{m,t} - R_{f,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$	
Merton (1981) Henriksson et Merton (1981)	$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \lambda_p D (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t}$ $D$ est une variable muette qui prend la valeur de 1 si $R_{m,t} > R_{f,t}$ et une valeur nulle sinon	
Weigel (1991)	$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_a (R_{a,t} - R_{f,t}) + \beta_o (R_{o,t} - R_{f,t}) + \lambda_p \max(0, R_{a,t} - R_{f,t}, R_{o,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t}$ $R_a$ et $R_o$ sont les rentabilités respectives des marchés des actions et des obligations	

Pour toutes ces mesures  $R_p$  est le rendement du portefeuille,  $R_m$  est le rendement de (l'indice de) marché,  $R_f$  le rendement du taux sans risque,  $\beta_p$  est le risque systématique du portefeuille et  $\sigma_p$  est son risque total.

$$^{(1)} \delta_p^* = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N D (R_{p,t} - MAR)^2} \quad \text{où } D = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{p,t} \leq MAR \\ 0 & \text{si } R_{p,t} > MAR \end{cases} \quad \text{où } MAR \text{ est la rentabilité minimale acceptable (Minimal}$$

Acceptable Return) et  $\delta_p^*$  est l'écart-type des rentabilités du portefeuille situées en dessous du MAR.

<sup>(2)</sup> Dans notre étude nous prenons comme MAR la moyenne de taux sans risque sur la période d'étude.

## Annexe 2 : Analyse de la persistance de la performance

Tableau 1 : Tests de persistance à long terme de la performance (fondée sur des mesures non conditionnelles) des fonds Actions MONDE

	P2 P1	Fonds de Pension							Unit Trusts						
		G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs
Rentabilité	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,096	27	14	<b>8,566</b>	<b>7,342</b>	<b>3,729</b>	2,030	<b>0,335</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,313)	15	29	<b>(0,003)</b>	<b>(0,007)</b>	<b>(0,005)</b>	(0,046)	<b>(0,002)</b>
Indice de Treynor	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,196	30	12	<b>16,100</b>	<b>14,406</b>	<b>6,458</b>	<b>2,777</b>	<b>0,533</b>
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,037)	12	31	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,007)</b>	<b>(0,000)</b>
Indice de Sharpe	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,176	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,536</b>
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,063)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
Indice de Sortino	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,155	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,521</b>
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,100)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
Ratio d'information	G	33	23	3,900	3,192	2,121	1,336	0,144	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,411</b>
	P	23	34	(0,048)	(0,074)	(0,052)	(0,184)	(0,128)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
M <sup>2</sup>	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,176	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,536</b>
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,063)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
Sélectivité nette	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,174	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,528</b>
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,066)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
Alpha de Jensen (MSCI World excluding UK)	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,178	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,450</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,059)	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>
Alpha de Jensen (DS World excluding UK)	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,184	28	14	<b>9,889</b>	<b>8,571</b>	<b>4,143</b>	2,160	<b>0,345</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,051)	14	29	<b>(0,002)</b>	<b>(0,003)</b>	<b>(0,003)</b>	(0,034)	<b>(0,001)</b>
Treynor-Mazuy	G	29	27	0,220	0,079	1,193	0,267	-0,050	23	19	0,951	0,575	1,529	0,617	0,106
	P	27	30	(0,639)	(0,778)	(0,640)	(0,790)	(0,601)	19	24	(0,330)	(0,448)	(0,333)	(0,539)	(0,330)
Henrikson-Merton	G	23	33	3,198	2,561	0,507	-1,336	-0,053	19	22	0,299	0,109	0,789	-0,469	-0,147
	P	33	24	(0,074)	(0,110)	(0,078)	(0,184)	(0,580)	23	21	(0,585)	(0,742)	(0,586)	(0,641)	(0,177)
Weigel	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,010	27	15	<b>7,348</b>	<b>6,219</b>	<b>3,360</b>	1,852	0,194
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,914)	15	28	<b>(0,007)</b>	<b>(0,013)</b>	<b>(0,009)</b>	(0,068)	(0,073)

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 – août 1997 (P1) et de septembre 1997 à février 2005 (P2). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).

Tableau 2: Tests de persistance à long terme de la performance (fondée sur des mesures conditionnelles) des fonds Actions MONDE

	P1 P2	Fonds de Pension							Unit Trusts						
		G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Spear	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Spear
Jensen Conditionnel bêta (MSCI World ex UK)	G	32	24	2,555	1,989	1,833	1,069	0,266	25	17	3,396	2,644	2,249	1,234	0,448
	P	24	33	(0,110)	(0,158)	(0,114)	(0,287)	(0,004)	17	26	(0,065)	(0,104)	(0,071)	(0,221)	(0,000)
T-M Conditionnel beta	G	29	27	0,220	0,079	1,193	0,267	0,015	23	18	1,416	0,947	1,681	0,781	0,188
	P	27	30	(0,639)	(0,778)	(0,640)	(0,790)	(0,871)	19	25	(0,234)	(0,331)	(0,239)	(0,437)	(0,082)
H-M Conditionnel beta	G	26	30	0,435	0,222	0,780	-0,535	0,002	26	16	5,184	4,243	2,742	1,543	0,155
	P	30	27	(0,510)	(0,637)	(0,511)	(0,594)	(0,984)	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,027)	(0,127)	(0,154)
Weigel Conditionnel beta	G	27	29	0,080	0,009	0,899	-0,267	0,025	21	21	0,011	0,012	1,048	0,000	-0,131
	P	29	28	(0,777)	(0,924)	(0,778)	(0,790)	(0,790)	21	22	(0,915)	(0,913)	(0,915)	(1,000)	(0,229)
Jensen Conditionnel alpha (DS World ex UK)	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,038	24	18	1,985	1,421	1,852	0,002	0,138
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,480)	(1,000)	(0,692)	18	25	(0,159)	(0,233)	(0,510)	(0,999)	(0,205)
T-M Conditionnel alpha	G	32	24	2,555	1,989	1,833	1,069	0,202	21	20	0,104	0,011	1,150	0,156	-0,097
	P	24	33	(0,110)	(0,158)	(0,114)	(0,287)	(0,032)	21	23	(0,748)	(0,917)	(0,748)	(0,876)	(0,373)
H-M Conditionnel alpha	G	34	22	5,528	4,679	2,459	1,604	0,236	17	25	2,652	1,992	0,490	-1,234	-0,256
	P	22	35	(0,019)	(0,031)	(0,022)	(0,112)	(0,012)	25	18	(0,103)	(0,158)	(0,109)	(0,221)	(0,017)
Weigel Conditionnel alpha	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,159	14	28	<b>8,586</b>	<b>7,362</b>	<b>0,268</b>	-2,160	<b>-0,280</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,093)	28	15	<b>(0,003)</b>	<b>(0,007)</b>	<b>(0,005)</b>	(0,034)	<b>(0,009)</b>

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 – août 1997 (P1) et de septembre 1997 à février 2005 (P2). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).

Tableau 3 : Tests de persistance à moyen terme de la performance (fondée sur des mesures non conditionnelles) des fonds de pension Actions MONDE

	P2 P1	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corr	OR	Z	Rs	P3 P2	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corr	OR	Z	Rs
Rentabilité	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,127	G	20	36	<b>8,511</b>	<b>7,448</b>	<b>0,324</b>	-2,138	<b>-0,325</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,179)	P	36	21	<b>(0,004)</b>	<b>(0,006)</b>	<b>(0,005)</b>	(0,035)	<b>(0,000)</b>
Indice de Treynor	G	31	25	2,549	1,983	1,833	0,802	0,071	G	20	34	6,486	5,562	0,376	-1,905	<b>-0,315</b>
	P	23	34	(0,110)	(0,159)	(0,115)	(0,424)	(0,458)	P	36	23	(0,011)	(0,018)	(0,013)	(0,059)	<b>(0,001)</b>
Indice de Sharpe	G	31	25	1,494	1,069	1,587	0,802	0,065	G	22	34	4,686	3,907	0,438	-1,604	<b>-0,308</b>
	P	25	32	(0,222)	(0,301)	(0,225)	(0,424)	(0,493)	P	34	23	(0,030)	(0,048)	(0,034)	(0,112)	<b>(0,001)</b>
Indice de Sortino	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,096	G	24	32	1,994	1,498	0,586	-1,069	-0,062
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,313)	P	32	25	(0,158)	(0,221)	(0,162)	(0,287)	(0,512)
Ratio d'information	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,063	G	22	34	4,686	3,907	0,438	-1,604	0,081
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,505)	P	34	23	(0,030)	(0,048)	(0,034)	(0,112)	(0,394)
M <sup>2</sup>	G	31	25	1,494	1,069	1,587	0,802	0,031	G	22	34	4,686	3,907	0,438	-1,604	0,184
	P	25	32	(0,222)	(0,301)	(0,225)	(0,424)	(0,746)	P	34	23	(0,030)	(0,048)	(0,034)	(0,112)	(0,051)
Sélectivité nette	G	31	25	1,494	1,069	1,587	0,802	0,141	G	23	33	3,198	2,561	0,507	-1,336	-0,303
	P	25	32	(0,222)	(0,301)	(0,225)	(0,424)	(0,136)	P	33	24	(0,074)	(0,110)	(0,034)	(0,112)	(0,001)
Alpha de Jensen (MSCI World ex UK)	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,090	G	19	37	<b>10,848</b>	<b>9,644</b>	<b>0,278</b>	-2,405	-0,066
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,341)	P	37	20	<b>(0,001)</b>	<b>(0,002)</b>	<b>(0,002)</b>	(0,018)	(0,487)
Alpha de Jensen (DS World ex UK)	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,162	G	19	37	<b>10,848</b>	<b>9,644</b>	<b>0,278</b>	-2,405	0,019
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,086)	P	37	20	<b>(0,001)</b>	<b>(0,002)</b>	<b>(0,002)</b>	(0,018)	(0,838)
Treynor-Mazuy	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,121	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,143
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,203)	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,131)
Henrikson-Merton	G	27	29	0,077	0,008	1,110	-0,267	-0,129	G	30	23	1,983	1,487	1,706	0,962	<b>0,462</b>
	P	26	31	(0,782)	(0,930)	(0,782)	(0,790)	(0,174)	P	26	34	(0,159)	(0,223)	(0,163)	(0,338)	<b>(0,000)</b>
Weigel	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	-0,078	G	29	27	0,220	0,079	1,193	0,267	<b>0,405</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,409)	P	27	30	(0,639)	(0,778)	(0,640)	(0,790)	<b>(0,000)</b>

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 à février 1995 (P1), de mars 1995 à février 2000 (P2) et de mars (2000) à février 2005 (P3). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).

Tableau 4 : Tests de persistance à moyen terme de la performance (fondée sur des mesures conditionnelles) des fonds de pension Actions MONDE

	P2 P1	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Spear	P3 P2	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Spear
Jensen Conditionnel beta (MSCI World ex UK)	G	27	29	0,080	0,009	0,899	-0,267	-0,018	G	20	36	<b>8,511</b>	<b>7,448</b>	<b>0,324</b>	-2,138	<b>0,405</b>
	P	29	28	(0,777)	(0,924)	(0,778)	(0,790)	(0,851)	P	36	21	<b>(0,004)</b>	<b>(0,006)</b>	<b>(0,005)</b>	(0,035)	<b>(0,000)</b>
T-M Conditionnel beta	G	30	26	0,716	0,433	1,376	0,535	0,050	G	27	29	0,080	0,009	0,899	-0,267	<b>0,406</b>
	P	26	31	(0,398)	(0,511)	(0,400)	(0,594)	(0,598)	P	29	28	(0,777)	(0,924)	(0,778)	(0,790)	<b>(0,000)</b>
H-M Conditionnel beta	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,184	G	29	27	0,220	0,079	1,193	0,267	-0,198
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,051)	P	27	30	(0,639)	(0,778)	(0,640)	(0,790)	(0,035)
Weigel Conditionnel beta	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,096	G	33	23	3,900	3,192	2,121	1,336	-0,202
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,926)	(1,000)	(0,313)	P	23	34	(0,048)	(0,074)	(0,052)	(0,184)	(0,032)
Jensen Conditionnel alpha (MSCI World ex UK)	G	28	28	0,009	0,009	1,036	0,000	0,095	G	41	14	<b>26,044</b>	<b>24,151</b>	8,200	0,000	-0,208
	P	28	29	(0,926)	(0,924)	(0,480)	(1,000)	(0,315)	P	15	42	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	(0,506)	(1,000)	(0,027)
T-M Conditionnel alpha	G	24	32	1,994	1,498	0,586	-1,069	0,076	G	39	17	<b>17,916</b>	<b>16,359</b>	<b>5,398</b>	<b>2,940</b>	<b>-0,301</b>
	P	32	25	(0,158)	(0,221)	(0,162)	(0,287)	(0,422)	P	17	40	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,001)</b>
H-M Conditionnel alpha	G	31	25	1,494	1,069	1,587	0,802	0,096	G	39	17	<b>17,916</b>	<b>16,359</b>	<b>5,398</b>	<b>2,940</b>	-0,202
	P	25	32	(0,222)	(0,301)	(0,225)	(0,424)	(0,313)	P	17	40	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	(0,032)
Weigel Conditionnel alpha	G	31	25	1,494	1,069	1,587	0,802	0,111	G	37	19	<b>12,111</b>	<b>10,837</b>	<b>3,895</b>	2,405	-0,212
	P	25	32	(0,222)	(0,301)	(0,225)	(0,424)	(0,243)	P	19	38	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,018)	(0,024)

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 à février 1995 (P1), de mars 1995 à février 2000 (P2) et de mars (2000) à février 2005 (P3). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).

Tableau 5 : Tests de persistance de la performance (fondée sur des mesures non conditionnelles) des *unit trusts* Actions MONDE

	P2→ P1	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs	P3→ P2	G	P	$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs
Rentabilité	G	28	14	<b>9,889</b>	<b>8,571</b>	<b>4,143</b>	2,160	<b>0,366</b>	G	15	27	6,232	5,195	0,329	-1,852	<b>-0,416</b>
	P	14	29	<b>(0,002)</b>	<b>(0,003)</b>	<b>(0,003)</b>	(0,034)	<b>(0,001)</b>	P	27	16	(0,013)	(0,023)	(0,016)	(0,068)	<b>(0,000)</b>
Indice de Treynor	G	30	11	<b>17,886</b>	<b>16,097</b>	<b>7,273</b>	<b>2,967</b>	<b>0,390</b>	G	19	23	0,579	0,296	0,718	-0,617	<b>-0,312</b>
	P	12	32	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,000)</b>	P	23	20	(0,447)	(0,587)	(0,450)	(0,539)	<b>(0,003)</b>
Indice de Sharpe	G	30	11	<b>17,886</b>	<b>16,097</b>	<b>7,273</b>	<b>2,967</b>	<b>0,388</b>	G	26	16	5,184	4,243	2,742	1,543	<b>-0,313</b>
	P	12	32	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,000)</b>	P	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,027)	(0,127)	<b>(0,003)</b>
Indice de Sortino	G	30	11	<b>17,886</b>	<b>16,097</b>	<b>7,273</b>	<b>2,967</b>	<b>0,386</b>	G	25	17	3,396	2,644	2,249	1,234	-0,225
	P	12	32	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,000)</b>	P	17	26	(0,065)	(0,104)	(0,071)	(0,221)	(0,037)
Ratio d'information	G	29	13	<b>14,403</b>	<b>12,802</b>	<b>5,763</b>	2,469	<b>0,428</b>	G	20	21	0,013	0,011	0,952	-0,156	-0,123
	P	12	31	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>	P	22	22	(0,911)	(0,917)	(0,911)	(0,876)	(0,258)
M <sup>2</sup>	G	30	11	<b>17,886</b>	<b>16,097</b>	<b>7,273</b>	<b>2,967</b>	<b>0,388</b>	G	26	16	5,184	4,243	2,742	1,543	-0,171
	P	12	32	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,000)</b>	P	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,027)	(0,127)	(0,114)
Sélectivité nette	G	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	<b>2,469</b>	<b>0,373</b>	G	26	16	5,184	4,243	2,742	1,543	<b>-0,324</b>
	P	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,004)</b>	<b>(0,000)</b>	P	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,027)	(0,127)	<b>(0,002)</b>
Alpha de Jensen (MSCI World ex UK)	G	30	12	<b>16,100</b>	<b>14,406</b>	<b>6,458</b>	<b>2,777</b>	<b>0,404</b>	G	22	20	0,293	0,105	1,265	0,309	-0,117
	P	12	31	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,007)</b>	<b>(0,000)</b>	P	20	23	(0,588)	(0,746)	(0,590)	(0,758)	(0,285)
Alpha de Jensen (DS World ex UK)	G	30	12	<b>16,100</b>	<b>14,406</b>	<b>6,458</b>	<b>2,777</b>	<b>0,391</b>	G	21	21	0,011	0,012	1,048	0,000	-0,066
	P	12	31	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,007)</b>	<b>(0,000)</b>	P	21	22	(0,915)	(0,913)	(0,915)	(1,000)	(0,544)
Treynor-Mazuy	G	31	11	<b>19,771</b>	<b>17,888</b>	<b>8,198</b>	<b>3,086</b>	<b>0,533</b>	G	24	18	1,985	1,421	1,852	0,926	0,163
	P	11	32	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,000)</b>	<b>(0,003)</b>	<b>(0,000)</b>	P	18	25	(0,159)	(0,233)	(0,164)	(0,357)	(0,134)
Henrikson-Merton	G	28	14	<b>9,889</b>	<b>8,571</b>	<b>4,143</b>	2,160	<b>0,395</b>	G	23	19	0,951	0,575	1,529	0,617	-0,271
	P	14	29	<b>(0,002)</b>	<b>(0,003)</b>	<b>(0,003)</b>	(0,034)	<b>(0,000)</b>	P	19	24	(0,330)	(0,448)	(0,333)	(0,539)	(0,012)
Weigel	G	17	25	2,652	1,992	0,490	-1,234	-0,183	G	26	16	5,184	4,243	2,742	1,543	0,026
	P	25	18	(0,103)	(0,158)	(0,109)	(0,221)	(0,092)	P	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,027)	(0,127)	(0,813)

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 à février 1995 (P1), de mars 1995 à février 2000 (P2) et de mars (2000) à février 2005 (P3). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).

Tableau 6 : Tests de persistance à moyen terme de la performance (fondée sur des mesures conditionnelles) des *unit trusts* Actions MONDE

	P2 →			$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs	P3 →			$\chi^2$	$\chi^2$ corrigé	OR	Z	Rs
	P1	G	P						P2	G	P					
Jensen Conditionnel beta (MSCI World ex UK)	↓ G	27	15	<b>7,348</b>	6,219	<b>3,360</b>	1,852	<b>0,380</b>	↓ G	20	22	0,107	0,012	0,868	-0,309	-0,220
	P	15	28	<b>(0,007)</b>	(0,013)	<b>(0,009)</b>	(0,068)	<b>(0,000)</b>	P	22	21	(0,744)	(0,913)	(0,745)	(0,758)	(0,042)
T-M Conditionnel beta	G	29	13	<b>12,806</b>	<b>11,300</b>	<b>5,148</b>	2,469	<b>0,486</b>	G	22	20	0,293	0,105	1,265	0,309	-0,118
	P	13	30	<b>(0,000)</b>	<b>(0,001)</b>	<b>(0,001)</b>	(0,016)	<b>(0,000)</b>	P	20	23	(0,588)	(0,746)	(0,590)	(0,758)	(0,278)
H-M Conditionnel beta	G	20	21	0,013	0,011	0,952	-0,156	<b>0,304</b>	G	19	23	0,579	0,296	0,718	-0,617	0,083
	P	22	22	(0,911)	(0,917)	(0,911)	(0,876)	<b>(0,004)</b>	P	23	20	(0,447)	(0,587)	(0,450)	(0,539)	(0,447)
Weigel Conditionnel beta	G	17	24	2,002	1,435	0,538	-1,093	-0,036	G	20	22	0,107	0,012	0,868	-0,309	0,189
	P	25	19	(0,157)	(0,231)	(0,163)	(0,278)	(0,742)	P	22	21	(0,744)	(0,913)	(0,745)	(0,758)	(0,082)
Jensen Conditionnel alpha (MSCI World ex UK)	G	19	23	0,579	0,296	0,718	0,002	-0,074	G	26	16	5,184	4,243	2,742	0,002	0,028
	P	23	20	(0,447)	(0,587)	(0,508)	(0,999)	(0,498)	P	16	27	(0,023)	(0,039)	(0,514)	(0,999)	(0,801)
T-M Conditionnel alpha	G	18	24	0,306	0,113	0,786	-0,926	-0,063	G	21	18	0,567	0,286	1,389	0,480	0,148
	P	21	22	(0,580)	(0,737)	(0,582)	(0,357)	(0,566)	P	21	25	(0,451)	(0,592)	(0,454)	(0,632)	(0,175)
H-M Conditionnel alpha	G	17	25	2,002	1,435	0,538	-1,234	-0,161	G	24	17	2,638	1,980	2,039	1,093	0,212
	P	24	19	(0,157)	(0,231)	(0,163)	(0,221)	(0,138)	P	18	26	(0,104)	(0,159)	(0,110)	(0,278)	(0,050)
Weigel Conditionnel alpha	G	17	23	1,444	0,969	0,591	-0,949	-0,086	G	27	15	<b>7,348</b>	6,219	<b>3,360</b>	1,852	0,043
	P	25	20	(0,229)	(0,325)	(0,234)	(0,346)	(0,433)	P	15	28	<b>(0,007)</b>	(0,013)	<b>(0,009)</b>	(0,068)	(0,695)

Source : S&P, données mensuelles, période de mars 1990 à février 1995 (P1), de mars 1995 à février 2000 (P2) et de mars (2000) à février 2005 (P3). G et P désignent, respectivement, les fonds gagnants et perdants sur chaque période. L'indice MSCI World excluding UK est utilisé comme benchmark pour les modèles de timing. De plus, pour le modèle de Weigel, nécessitant un indice de marché obligataire international nous nous référons à JPM Global bond excluding UK. Les chiffres entre parenthèses désignent les *p-values* (les valeurs en gras représentent les tests significatifs au seuil de 1%).